DIRECTION GÉNÉRALE DE LA RECHERCHE APPLIQUÉE

Politique stratégique

Document de travail

Développement des ressources humaines Canada
Human Resources Development Canada
Canada

100-07214/

Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Évolution du taux d'activité des Canadiennes de 1976 à 1994 : une analyse par cohortes

W-99-4F

par
Paul Beaudry et Thomas Lemieux
janvier 1999

Les opinions exprimées dans les documents de la Direction générale appliquée sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.

The views expressed in Applied Research Branch papers are the authors' and do not necessarily reflect the opinions of Human Resources Development Canada or of the federal government.

■

La série des documents de travail comprend des études analytiques et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches primaires, soit empiriques ou originales et parfois conceptuelles, généralement menées dans le cadre d'un programme de recherche plus vaste ou de plus longue durée. Les lecteurs de cette série sont encouragés à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.

The Working Paper Series includes analytical studies and research conducted under the auspices of the Applied Research Branch of Strategic Policy. Papers published in this series incorporate primary research with an empirical or original conceptual orientation, generally forming part of a broader or longer-term program of research in progress. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments and suggestions.

═

Le présent document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi./
This document is a translation from English. Although the French version has been carefully prepared, the original document should be taken as correct.

La version anglaise du présent document est disponible sous le titre « Evolution of the Female Labour Force Participation Rate in Canada, 1976-1994: A Cohort Analysis »./
This paper is available in English under the title " Evolution of the Female Labour Force Participation Rate in Canada, 1976-1994: A Cohort Analysis."

■

Printed/Imprimé 2000
ISBN: 0-662-84780-6
Cat. No./N° de cat. MP32-28/99-4F

■

Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Service des publications
Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada
165, rue Hôtel de Ville, Phase II, 7e étage
Hull (Québec) Canada
K1A 0J2

Téléphone : (819) 994-3304
Télécopieur : (819) 953-9077
Courrier électronique : research@spg.org
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/dgra/

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Publications Office
Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada
165 Hôtel de Ville Street, Phase II, 7th Floor
Hull, Quebec, Canada
K1A 0J2

Telephone: (819) 994-3304
Facsimile: (819) 953-9077
E-mail: research@spg.org
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/arb/

Résumé

Dans ce texte, les auteurs évaluent le rôle des effets de cohortes, de la structure d'âge et des facteurs macro-économiques dans l'évolution du taux d'activité des femmes au Canada entre 1976 et 1994. Le résultat principal qui ressort de l'analyse des données de l'enquête des finances des consommateurs est que les effets de cohortes sont le facteur clef permettant d'expliquer le plafonnement récent de ces taux d'activité. Bien que la performance macro-économique peu enviable de l'économie canadienne dans les années quatre-vingt-dix ait elle aussi contribué à ce phénomène de plafonnement, il n'en reste pas moins que seuls les effets de cohortes parviennent à expliquer pourquoi les taux d'activité ont crû beaucoup plus rapidement dans les années soixante-dix et quatre-vingt que dans les années quatre-vingt-dix. Les auteurs tirent les mêmes conclusions lorsqu'ils analysent les taux d'emploi plutôt que les taux d'activité.

Il ressort aussi de l'étude qu'à la fois le niveau et la pente des profils de participation en fonction de l'âge (profils d'âge) ont changé à travers le temps. Alors que la pente des profils d'âge était positive entre l'âge de 25 et 50 ans pour les cohortes entrées depuis longtemps sur le marché du travail, ces profils sont beaucoup plus plats pour celle entrées plus récemment sur le marché. En d'autres termes, les profils d'âge des femmes ressemblent de plus en plus à ceux des hommes qui sont, eux aussi, plutôt plats jusqu'à l'âge de 50 ans.

Abstract

This paper assesses the contribution of cohort effects, age composition effects, and macroeconomic factors on the evolution of the female labour force participation rate in Canada between 1976 and 1994. Using data from the Survey of Consumer Finances, the authors find that cohort effects are the main factor behind the recent stagnation in female participation rates. Though the poor macroeconomic performance of the Canadian economy during the 1990s has also contributed to this stagnation phenomenon, it cannot explain in itself why the behaviour of female participation rates in the 1990s was so different from that of previous decades. The authors reach similar conclusions when analyzing the evolution of the employment rate.

One related finding is that both the level and the slope of the age-participation profiles of women have changed over time. While older cohorts had profiles that were sloping up between the ages of 25 and 50, younger cohorts exhibit much flatter (and higher) profiles for the same age range. In other words, age-participation profiles of women increasingly resemble those of men which are flat at very high levels before declining after age 50.

Remerciements

Nous remercions de leurs commentaires Richard Archambault, Allan Crawford, Pierre Fortin, David Green, Louis Grignon, Andrew Sharpe et deux évaluateurs restés anonymes. Nous remercions également David Green, Maud-Catherine Rivard et Alexandre Debs de nous avoir aidés avec les données.

Table des matières

1. Introduction 1

2. Données et statistiques descriptives 3

3. Analyse par cohortes 6

3.1 Modèle économétrique 6

3.2 Résultats 9

4. Décomposition 15

5. Analyse de robustesse 19

5.1 Niveau de scolarité 19

5.2 Assurance-emploi 19

5.3 Autres mesures du cycle 20

6. Prévisions 21

7. Conclusion 22

Graphiques 23

Figures 25

Bibliographie 33

1. Introduction

Un des traits remarquables du marché du travail canadien pendant les années 1970 et 1980 a été la progression soutenue du taux d'activité des femmes. La figure 1a indique que, pour les femmes âgées de 25 à 64 ans, ce taux est passé de moins de 50% au milieu des années 1970 à 70% vers la fin des années 1980. Un autre fait également marquant est la stagnation récente du taux d'activité féminin qui est demeuré autour de 70% tout au long des années 1990. On peut voir que le taux d'activité des hommes de la même tranche d'âge a régressé pendant cette dernière période, mais la figure 1a montre que la décennie 1990 s'est caractérisée par une divergence bien moins considérable par rapport aux tendances antérieures (voir le pointillé de la figure) chez les hommes que chez les femmes.

Notre but est d'examiner les sources de cette stagnation du taux d'activité des femmes de 25 à 64 ans, sur le marché du travail, pendant les années 1990. Plus précisément, nous essayons d'établir s'il s'agit là d'un phénomène temporaire lié à une piètre croissance de l'économie durant cette période ou d'un changement permanent du comportement des femmes sur le marché du travail. Ainsi, la stagnation du taux d'activité pourrait indiquer que le processus d'intégration des femmes à la population active tire à sa fin. Nous procéderons aux fins de cet examen à une analyse par cohortes des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (1976 à 1994).

Notre méthodologie consiste à isoler des effets de trois facteurs distincts sur le taux d'activité des femmes. À cette fin, nous suivons des cohortes de femmes dans le temps, plus précisément, le taux d'activité de groupes représentatifs de femmes qui sont entrées sur le marché du travail à un moment quelconque, par exemple, un groupe de femmes qui avaient 25 ans en 1976. Nous décomposons ensuite le taux d'activité d'une cohorte en dégageant d'abord un *effet macro-économique* qui, par définition, est commun à toutes les cohortes. Au nombre des facteurs susceptibles d'engendrer un tel effet, on compte des récessions et des phénomènes structurels comme la générosité du régime d'assurance-emploi. Le deuxième facteur auquel nous nous attachons est l'effet de l'âge ou du cycle de vie, c'est-à-dire l'évolution du taux d'activité de la cohorte au gré de son vieillissement. Le troisième facteur que nous examinons est l'effet de cohorte, c'est-à-dire les différences entre cohortes pour un âge et un effet macro-économique donnés. Ainsi, si on constate que la cohorte qui s'est jointe à la population active en 1976 a un

taux d'activité de 10% supérieur à celui de la cohorte qui s'est jointe à la population active en 1966, au même âge et dans des conditions macro-économiques semblables, on dira de la première qu'elle présente un effet de cohorte de 10% par rapport à la cohorte de 1966.

Nos résultats indiquent que les effets de cohorte sont probablement la principale explication de la stagnation récente du taux d'activité des femmes. Nous avons obtenu les mêmes résultats en remplaçant le taux d'activité par le taux d'emploi. Des effets de cohorte aident à expliquer tant l'importante augmentation des taux d'activité et d'emploi dans les années 1970 et 1980 que leur stagnation dans les années 1990. La récession de 1989-1994, qui n'a fait qu'amplifier ce phénomène de stagnation, explique aussi la baisse de taux d'activité observée dans certains groupes démographiques. Ces mêmes résultats montrent cependant qu'il y aurait eu stagnation, quoique plus tard dans les années 1990, même si les conditions macro-économiques avaient été plus favorables.

Notre exposé comprend sept parties. À la section 2, nous décrivons sommairement les données utilisées dans la présente étude. À la section 3, nous présentons l'analyse par cohortes proprement dites. À la section 4, nous nous reportons aux résultats de ces analyses pour décomposer l'évolution du taux d'activité selon les effets des conditions macro-économiques, d'âge et de cohorte. À la section 5, nous examinons la robustesse des résultats en considérant à la fois l'incidence de l'évolution du niveau de scolarisation de la population sur l'évolution des taux d'activité et d'emploi, et les effets de la générosité du régime d'assurance-emploi et des taux salariaux réels des femmes. Enfin, à la section 6, nous présentons des projections des taux d'activité et d'emploi de l'avenir. Nous analyserons simultanément les taux d'activité et d'emploi pour nous assurer que l'évolution du taux d'activité ne tient pas seulement à une évolution de la façon dont les Canadiennes se «classent» sur le marché du travail[1]. Enfin, la septième section présente la conclusion de l'étude.

[1] D'après les résultats de l'étude de Card et Riddell (1993), on peut penser que l'augmentation du taux de chômage au Canada (par rapport aux États-Unis) dans les années 1990 peut en partie s'expliquer par la façon dont les gens répondent aux questions sur l'activité dans le cadre de l'Enquête sur la population active (EPA).

2. Données et statistiques descriptives

Les données utilisées viennent de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) pour les années d'enquête 1976, 1978, 1980, 1982, 1983, 1985, 1987, 1989, 1991, 1993 et 1994[2]. Le choix des années est attribuable à un ensemble de raisons: 1) l'enquête n'a lieu que tous les deux ans de 1976 à 1982, 2) depuis lors elle a été réalisée tous les ans sauf 1984 et 3) 1994 était la dernière année disponible lorsque nous avons entrepris notre étude. Les années ainsi représentées (soit à peu près tous les deux ans) nous donnent un échantillon assez cohérent dans le temps. Un avantage important des données de l'EFC par rapport aux autres ensembles de données existants est qu'on peut trouver l'âge des enquêtés dans les fichiers d'échantillon à grande diffusion fournis par Statistique Canada[3].

Nous avons regroupé les femmes ciblées dans des cohortes de deux ans en fonction de leur date d'entrée définitive sur le marché du travail, que nous définissons, quelque peu arbitrairement, comme l'année paire où la femme en question avait 25 ou 26 ans (par exemple, une femme née en 1941 fait partie de la cohorte entrée en 1966). Ainsi, pour chaque année paire, toutes les femmes de 25 à 64 ans sont réparties en 20 cohortes (25-26, 27-28, ..., 63-64)[4]. Au total, 29 cohortes sont entrées sur le marché du travail de 1936 à 1992.

Il convient de noter que les fichiers à grande diffusion de l'EFC de Statistique Canada qui sont antérieurs à 1982 ne nous renseignent que sur les chefs de ménage et les conjoints, notre analyse se limite donc à ce sous-échantillon pour toute la période 1976-1994[5]. L'activité (emploi, chômage ou inactivité) est déterminée à partir des réponses individuelles aux questions habituelles de l'EPA (pour le mois d'avril dans l'EFC). La figure 2 décrit l'évolution du taux d'activité sous

---

[2] On dispose aussi de données provenant de l'EFC pour la période 1972-1975. Nous ne les utilisons cependant pas à cause d'un problème de non-comparabilité des questions sur l'activité et l'emploi qui furent remaniées dans le cadre d'une refonte de l'Enquête sur la population active en 1976.

[3] Les fichiers d'échantillon à grande diffusion de l'Enquête sur la population active se caractérisent par des tailles d'échantillon supérieures qui sont disponibles pour toutes les années sauf pour 1976. Cette information se prête malheureusement mal à une analyse détaillée par cohortes, car les enquêtés sont regroupés en tranches d'âge quinquennales.

[4] Pour les années impaires (1983 à 1993), les femmes prises en compte sont âgées de 25 à 65 ans.

[5] Beaudry et Green (1996) signalent que cette restriction ne joue guère dans le cas des personnes âgées de 25 ans et plus, qui sont presque toutes des chefs de ménage ou des conjoints.

forme de ligne continué et le taux de chômage sous forme de ligne pointillée pour les cohortes qui sont entrées sur le marché du travail en 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 et 1990. Les six cohortes en question constituent un échantillon relativement représentatif de l'ensemble des 29 cohortes, lesquelles ne sont pas présentées à des fins de simplification. Les cohortes entrées plus tôt sur le marché (cohorte de 1940, par exemple) ne sont présentes que dans leurs dernières années d'activité alors que c'est le contraire qui se produit pour les plus jeunes (cohorte de 1990, par exemple). La figure indique que l'évolution des taux d'activité et d'emploi est similaire pour toutes les cohortes. L'un et l'autre de ces taux ont tendance à augmenter entre 25 et 45-50 ans, pour ensuite diminuer de façon importante jusqu'à 65 ans. Ils sont clairement plus élevés pour les cohortes qui sont entrées plus récemment sur le marché du travail que pour les autres.

Le tableau 1 présente d'autres statistiques descriptives qui illustrent la structure d'âge et le niveau d'instruction (pourcentage des femmes ayant au plus un diplôme d'études secondaires) pour chacune des années étudiées. Il montre une population plutôt jeune de 1976-1994, quelque 65% des femmes de 25 à 64 ans ayant 44 ans ou moins ces années-là.

L'incidence de l'explosion démographique et de la dénatalité sur la structure d'âge de la population est également très évidente. Ce phénomène aide à expliquer l'augmentation de la proportion des 35-44 ans depuis le début des années 1980. La première vague de baby-boomers née en 1946 a 35 ans en 1981. Le même phénomène s'est produit au début des années 1990 alors que les premiers baby-boomers atteignent 45 ans. C'est aujourd'hui la génération de la dénatalité, c'est-à-dire des femmes nées après 1965 qui forment le groupe des 25-34 ans.

Les statistiques du tableau 1 montrent également une progression constante de la scolarisation : la proportion des femmes ayant fait au plus des études secondaires est passée de 73,6% en 1976 à 54,3% en 1994. Cette tendance se trouve cependant légèrement amplifiée par la révision des questions sur la scolarisation de l'EPA en 1990[6].

[6] Avant 1990, les questions de l'EPA sur la scolarisation ne faisaient pas mention des certificats de métiers. Depuis, on a rangé dans la catégorie «études postsecondaires» les personnes qui ont fini l'école secondaire en plus de détenir un certificat d'une école de métiers. Cela explique la coupure dans la série de 1989 à 1991. On notera également que les modifications apportées au questionnaire de l'EPA rendent difficile le recours à un classement plus détaillé que celui «études secondaires ou moins» et «études postsecondaires».

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Année	Répartition proportionnelle selon l'âge				Pourcentage ayant fait des études secondaires ou moins	Nombre d'observations
	25-34	35-44	45-54	55-64		
1976	40,9	24,0	19,8	15,3	73,6	12 269
1978	39,1	24,9	20,5	15,5	75,0	17 372
1980	39,9	26,1	19,1	14,9	74,7	18 212
1982	39,5	26,2	19,1	15,3	73,5	18 881
1983	39,2	27,5	18,9	14,4	72,7	19 775
1985	38,7	29,3	17,7	14,3	71,0	19 664
1987	37,9	29,9	18,0	14,3	70,4	17 949
1989	37,1	31,0	18,3	13,6	68,3	21 117
1991	34,9	32,3	19,3	13,6	59,7	26 033
1993	31,4	32,8	21,6	14,2	56,2	22 592
1994	32,8	32,7	21,2	13,3	54,3	22 420
Total	37,0	29,2	19,4	14,3	67,2	216 284

3. Analyse par cohorte

3.1 Modèle économétrique

Nous nous servons d'un modèle économétrique pour examiner respectivement l'effet macro-économique, l'effet de cohorte et l'effet d'âge sur les taux d'activité et d'emploi. La variable dépendante de nos régressions est le taux d'activité (ou d'emploi) p_{jt} de la cohorte j au moment t. Le taux est exprimé sous la forme du *log-odds*, $ln(p_{jt}/(1-p_{jt}))$[7]. Ainsi, $p_{74,84}$ représente le taux d'activité en 1984 ($t = 84$) de la cohorte entrée sur le marché en 1974 ($j = 74$). Cette forme fonctionnelle permet de tenir compte de la nature particulière de la variable p_{jt}, dont les valeurs se situent toujours entre 0 et 1, elle garantit que les valeurs prédites seront toujours comprises entre 0 et 1, ce qui ne serait pas le cas si on avait plutôt utilisée une spécification linéaire type[8].

Dans la plupart des modèles estimés, nous utilisons une seule variable macro-économique : le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans. Bien que certaines tendances à long terme de ce taux puissent être déterminées par des facteurs structurels, il est clair que ces variations à court terme sont principalement le reflet de l'évolution du climat économique. D'autres variables comme l'écart de production peuvent s'ajouter au taux de chômage, mais nous préférons nous concentrer sur ce dernier en raison de sa simplicité. Il faut toutefois interpréter les résultats avec prudence[9]. Nous élargirons néanmoins notre examen de l'effet macro-économique à la section 5 en ajoutant des variables.

---

[7] La spécification *log-odds* n'est en réalité qu'une application du modèle logit à des données groupées (par cohorte).

[8] Considérons $q = ln(p/(1-p))$, ce qui donne $p = \exp(q)/(1 + \exp(q))$, où $0 \leq p \leq 1$, puisque $\exp(q) \geq 0$. Ainsi, quelle que soit la valeur de q prédite par une régression comme l'équation (1), la valeur prédite de p se situera toujours entre 0 et 1.

[9] En théorie, l'écart de production devrait être plus représentatif du climat économique que le chômage des hommes de 25 à 44 ans. Dans les faits, la valeur de l'indicateur de l'écart de production dépend de la justesse d'un certain nombre d'hypothèses difficiles à vérifier sur la structure du modèle macro-économique ayant servi à cette mesure.

Le modèle est complété par une spécification souple concernant les effets d'âge ou de cycle de vie (polynôme de degré 4) et de cohorte (polynôme degré 3). L'équation à estimer étant alors la suivante :

$$(1) \qquad ln(p_{jt}/(1-p_{jt})) = \alpha + \delta ur_t + \beta_1 j + \beta_2 j^2 + \beta_3 j^3 + \gamma_1 a_{jt} + \gamma_2 a_{jt}^2 + \gamma_3 a_{jt}^3 + \gamma_4 a_{jt}^4$$

où ur_t représente le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans, j, la cohorte et a_{jt}, l'âge des femmes de la cohorte j dans l'année t.

Une caractéristique de l'équation (1) est que le profil d'âge décrivant l'évolution du taux d'activité au cours du cycle de vie sont semblables pour les diverses cohortes; ils ne diffèrent que par l'ordonnée à l'origine. En d'autres termes, le modèle permet un déplacement vertical du profil de cycle de vie de cohorte en cohorte, tout en contraignant la forme du profil et, par conséquent, sa pente à être identiques pour chaque cohorte. On produit un modèle plus général en introduisant des termes d'interaction âge-cohorte pour que l'effet d'âge puisse varier de cohorte en cohorte. On applique alors le modèle suivant qui comporte un terme d'interaction âge-cohorte sous forme simple ($a_{jt}j$) et au carré ($a_{jt}j^2$)[10].

$$(2) \quad ln(p_{jt}/(1-p_{jt})) = \alpha + \delta ur_t + \beta_1 j + \beta_2 j^2 + \gamma_1 a_{jt} + \gamma_2 a_{jt}^2 + \gamma_3 a_{jt}^3 + \gamma_4 a_{jt}^4 + \theta_1 a_{jt} j + \theta_2 a_{jt} j^2.$$

Abstraction faite des termes polynomiaux d'ordre 2 et plus, l'équation (2) indique que l'effet de l'âge sur $ln(p_{jt}/(1-p_{jt}))$ correspond à $\gamma_1 + \theta_1 j$. Si θ_1 est positif, l'effet de l'âge sera plus marqué dans les cohortes plus récemment entrées sur le marché du travail (j plus élevé) et vice-versa. Le coefficient θ_1 permet donc au profil du cycle de vie de varier de cohorte en cohorte.

Les graphiques 1a et 1b illustrent les avantages de l'équation (2) par rapport à l'équation (1), qui ne comporte pas de termes d'interaction âge-cohorte. En l'absence de ces termes d'interaction, l'ordonnée à l'origine est la seule différence entre les profils d'âge des cohortes (graphique 1a). Il y a donc la même hausse de l'activité en début de carrière et la même baisse en fin de carrière dans chacune des cohortes. Le profil d'âge est nettement plus souple au graphique 1b, où on introduit des termes d'interaction. Dans ce graphique, la cohorte «plus récente» présente à la fois

[10] On est parvenu à cette forme fonctionnelle particulière par des tests de spécification. La règle est d'ajouter les termes à des puissances de plus en plus élevées jusqu'à ce que les termes ajoutées ne soient plus significatifs. C'est ce que nous avons aussi fait pour l'équation (1).

une valeur ordonnée à l'origine supérieure et une pente plus faible, d'où un profil d'âge plus élevé et plus stable en début de carrière que dans les cohortes antérieures («anciennes» dans le graphique). Le profil ressemble aussi davantage à celui des hommes, dont les taux d'activité sont plutôt élevés et stables jusqu'à la cinquantaine. La situation illustrée au graphique 1b correspond donc mieux au concept de convergence des taux d'activité des hommes et des femmes ou de participation accru des femmes au marché du travail que celle du graphique 1a.

Au graphique 1b, l'effet de cohorte est concentré en début de carrière : le taux d'activité de la cohorte plus récente est beaucoup plus élevé que celui de la cohorte plus ancienne, avant l'âge de 40 ans, alors que les taux deviennent assez comparables après l'âge de 50 ans. L'effet de l'entrée de la cohorte plus récente sur le taux d'activité agrégé se ferait donc surtout sentir pendant les 10 ou 20 ans qui suivent immédiatement son arrivée, alors que, au graphique 1a, cette influence est présentée comme s'exerçant tout au long du cycle de vie. En d'autres mots, l'entrée de cohortes plus récentes, illustrée au graphique 1b) devrait résulter en une hausse rapide du taux d'activité agrégé, après quoi il y aurait stagnation. Par ailleurs, le graphique 1a implique que le taux d'activité agrégé progresse constamment.

Le graphique 2 illustre l'incidence de l'arrivée de cohortes plus récentes dans les deux cas dont nous venons de parler. Les cohortes «plus récentes» seraient celles qui sont entrées après 1970 et les cohortes «plus anciennes», celles qui sont entrées avant cette même année[11]. Le graphique indique clairement que l'existence d'un effet d'interaction âge-cohorte est essentielle pour expliquer le phénomène de stagnation.

Bien que les cas que décrivent les graphiques 1a, 1b et 2 n'aient qu'une valeur d'illustration, ils permettent de saisir l'importance de l'interaction âge-cohorte comme explication de la stagnation des taux d'activité dans les années 1990. La spécification que nous estimons en réalité

[11] Nous supposons en outre que la structure par âge est uniforme (tranche d'un quarantième de la population à chaque âge).

(équation 2) est une version souple du cas dichotomique que présentent les graphiques 1a, 1b et 2. Elle permet des variations lisses des profils d'âge entre cohortes[12].

Un problème souvent mentionné à propos des analyses par cohorte est celui de l'impossibilité de bien distinguer les effets de cohorte, d'année (effet macro-économique) et d'âge en raison de la dépendance linéaire entre ces variables. En fait, comme $a_{jt}=25+t-j$, les trois variables (a_{jt}, j et t) sont parfaitement colinéaires. Notre étude repose sur l'hypothèse implicite selon laquelle la variable ur_t capte entièrement tout effet macro-économique systématique et qu'il n'y a pas d'autre tendance temporelle dans cet effet. S'il y en avait une dans le taux d'activité des femmes, à cause du mouvement féministe par exemple, nous l'attribuerions aux effets de cohorte. Il convient cependant de noter que, tant qu'une tendance temporelle demeure linéaire, elle ne peut en soi rendre compte de la stagnation du taux d'activité (rupture de tendance) dans les années 1990. Bien qu'il soit possible que certaines questions soient soulevées par l'interprétation de nos résultats, nous ne croyons pas que notre analyse des causes de stagnation du taux d'activité des femmes serait modifiée.

Ces considérations mises à part, les modèles économétriques (comme 1 et 2) ne peuvent jamais expliquer toutes les variations des données (R carré est inférieur à 1). Règle générale, on obtient un *effet macro-économique résiduel* représentant la variation macro-économique dans les données que les autres variables du modèle ne suffisent pas à expliquer. Si nous devions trouver une valeur résiduelle importante, disons pour la décennie 1990, nous l'interpréterions comme signifiant que, pendant cette période, le taux d'activité a subi un effet macro-économique non capté par sa covariation type avec le taux de chômage.

3.2 Résultats

Nous avons estimé les équations (1) et (2) par moindres carrés pondérés, le coefficient de pondération utilisé étant la taille des cohortes j au moment t. Le tableau 2 présente les résultats de

[12] La spécification proposée à l'équation (2) correspond bien mieux aux données qu'une spécification allant plus directement dans le sens de l'exemple (cohortes «plus ancienne» et «plus récente» aux profils d'âge tout à fait distincts). Le problème avec cet exemple est qu'il implique une nette discontinuité entre cohortes qui ne correspond pas aux données d'observation. L'équation (2) suppose en outre un certain nombre de restrictions puisqu'on laisse varier entre cohortes le seul terme linéaire du profil d'âge. Si nous avons opté pour cette dernière spécification, c'est que la prise en compte de termes d'interaction plus généraux n'influait pas sur nos principales conclusions.

l'exercice pour les taux d'emploi (colonnes 1 à 3) et d'activité (colonnes 4 à 6). Dans le cas du modèle 1, signalons que tous les coefficients sont significatifs sauf pour le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans (colonnes 1 et 4). L'effet devient cependant significatif lorsqu'on introduit les termes d'interaction âge-cohorte du modèle 2 (colonnes 2 et 5). Il convient en outre de noter que les coefficients des termes d'interaction sont hautement significatifs et que le R^2 est plus élevé dans le modèle 2 que dans le modèle 1.

Nous présentons aussi les résultats des régressions lorsque l'échantillon est limité à la période 1976-1989 (colonnes 3 et 6). Il s'agit d'évaluer s'il était possible de prévoir le plafonnement des taux d'activité et d'emploi dans les années 1990 en se reportant au comportement de ces mêmes taux avant 1990. Les résultats indiquent que les paramètres estimés pour la période 1976-1989 sont relativement semblables à ceux de l'ensemble de la période. En fait, la valeur p de la variable à tester du test de Chow (figurant au bas de la colonne 2) nous dit qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les modèles estimés de taux d'emploi sont les mêmes pour 1976-1994 (colonne 2) et 1976-1989 (colonne 3)[13]. Les modèles estimés de ces deux périodes divergent très peu (valeur p de 0,036 à la colonne 5) dans le cas du taux d'activité. Nous reviendrons sur cette question de la stagnation des taux d'activité et d'emploi.

[13] Dans cette version du test de Chow, nous comparons les modèles estimés pour un échantillon prédictif (1976 à 1989) et pour tout l'échantillon (1976 à 1994). On peut y voir soit un test de stabilité des modèles (les modèles estimés sont-ils les mêmes pour les deux périodes d'échantillonnage?), soit un test de prédictif (le modèle estimé pour l'échantillon prédictif permet-il des prédictions justes pour les autres années?).

Tableau 2 : Résultats détaillés de la régression
(écart-type entre parenthèses)

	Taux d'emploi			Taux d'activité		
	1976-1994	1976-1994	1976-1989	1976-1994	1976-1994	1976-1989
	1	2	3	4	5	6
Constante	0,792 (0,143)	-3,102 (0,291)	-2,912 (0,344)	0,997 (0,158)	-3,398 (0,245)	-2,746 (0,177)
Taux de chômage	-0,019 (0,011)	-0,029 (0,004)	-0,031 (0,003)	-0,004 (0,011)	-0,016 (0,003)	-0,014 (0,002)
Effet de cohorte[a] :						
co	-1,830 (0,154)	3,804 (0,383)	3,506 (0,465)	-2,227 (0,151)	4,162 (0,319)	3,267 (0,215)
co^2	1,609 (0,131)	-0,792 (0,118)	-0,681 (0,150)	1,892 (0,102)	-0,851 (0,100)	-0,561 (0,062)
co^3	-0,289 (0,025)	---	---	-0,336 (0,019)	---	---
Effet d'âge:						
Âge/10	0,389 (0,053)	2,706 (0,175)	2,780 (0,216)	0,405 (0,051)	3,004 (0,124)	2,749 (0,126)
$Âge/10^2$	-0,445 (0,024)	-1,742 (0,101)	-0,676 (0,027)	-0,471 (0,021)	-0,760 (0,032)	-0,701 (0,019)
$Âge/10^3$	-0,130 (0,007)	-0,151 (0,007)	-0,161 (0,009)	-0,139 (0,006)	-1,62 (0,006)	-0,167 (0,009)
$Âge/10^4$	0,031 (0,006)	0,032 (0,006)	0,024 (0,004)	0,032 (0,005)	0,034 (0,005)	0,027 (0,005)
Interactions :						
Âge/10 *co	---	-1,742 (0,101)	-1,902 (0,140)	---	-1,963 (0,067)	-1,886 (0,091)
Âge/10 $*co^2$	---	0,226 (0,021)	0,298 (0,021)	---	0,258 (0,016)	0,305 (0,021)
Valeur p du test prévisionnel[b]	0,001	0,096	---	0	0,036	---
R^2	0,941	0,954	0,951	0,953	0,964	0,962
Nombre d'observations	224	224	164	224	224	164

[a] co = (année d'accession à l'activité – 1932) /20
[b] Valeur p du test de Chow indiquant si les données de 1990-1994 sont prédites avec justesse par le modèle

Pour faciliter la présentation des résultats, il est plus simple d'utiliser une approche graphique que d'examiner en détail les chiffres du tableau 2. Pour chaque taux (activité et emploi) et chaque modèle (1 et 2), nous présentons quatre graphiques. Le graphique a) indique l'effet de cohorte à l'âge de 44 ans, c'est-à-dire les variations dans les taux d'activité et d'emploi attribuables à et effet à un stade bien précis du cycle de vie. Le graphique b) montre l'effet d'âge tout au long du cycle de vie dans une cohorte type (celle entrée en 1964). Le graphique c) présenté un résultat similaire pour les six cohortes représentatives de la figure 2 (entrées en 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 et 1990) et illustre ainsi les différences entre cohortes pour l'ensemble du profil d'âge. Il convient cependant de noter que le graphique b) montre un profil d'âge prédit pour tout le cycle de vie alors que le graphique c) ne met en profil que les âges où la cohorte en question est observée dans les données (1976 à 1994). Enfin le graphique d) indique dans quelle mesure le modèle estimé pour 1976-1989 permet de prédire les taux d'activité et d'emploi pour toute la période 1976-1994.

Plutôt que d'examiner en détail chacun des graphiques, nous nous en tiendrons à quelques grandes lignes :

- Tous les modèles estimés révèlent un plafonnement des effets de cohorte (figures 3a à 6a); les taux d'activité et d'emploi de la cohorte de 1992 se comparent à ceux des cohortes entrées dans les années 1980 (du moins, les cohortes seront toutes comparables une fois atteint l'âge de 44 ans).

- Les taux d'activité et d'emploi culminent vers l'âge de 50 ans (figures 3b à 6b).

- Les cohortes plus récentes ont des profils d'âge plus plats (pentes plus faibles) en début de carrière; cette tendance est particulièrement prononcée au modèle 2 qui comporte une interaction âge-cohorte (figures 4c et 6c)[14].

- Le modèle sans interaction (modèle 1) n'explique en rien la stagnation du taux d'activité (figure 3d) et la baisse du taux d'emploi (figure 5d) que l'on a pu observer dans la

[14] On notera que la pente du profil d'âge peut changer dans l'espace du taux d'activité (ou d'emploi) et de l'âge même sans termes d'interaction à cause de la spécification *log-odds*.

décennie 1990. Par contre, le modèle avec interactions (modèle 2) estimé pour la période 1976-1989 permet très bien de prédire ces phénomènes (figures 4d et 6d).

Cette dernière constatation est la plus intéressante. Les figures semblent dire que le modèle 2 permet bien mieux que le modèle 1 de prédire les tendances postérieures à 1990 à partir des données antérieures. Les tests prédictifs présentés au bas du tableau 2 représentent un mode structuré d'évaluation de cette hypothèse. La valeur p des spécifications correspondant au modèle 1 (colonnes 1 et 4) se situe bien au dessous de la valeur critique de 0,05, d'où l'impression que les modèles ajustés à la période 1976-1989 ne prédisent pas avec précision les données postérieures à 1990. Par contre, les spécifications correspondant au modèle 2 permettent de prédire plus justement les données postérieures à 1990, surtout dans le cas du modèle du taux d'emploi (valeur p de 0,096). Bien que la valeur p soit plus élevée à la colonne 5 (modèle 2) qu'à la colonne 4 (modèle 1), nous n'en rejetons pas moins l'hypothèse nulle d'une prédiction juste du taux d'activité.

On peut voir à la figure 4d pourquoi le test prédictif échoue pour le taux d'activité. Cette figure indique que le modèle prédit une certaine croissance du taux d'activité au début des années 1990, alors que les données montrent, elles, une nette stagnation[15]. Par rapport à la période antérieure à 1990 à laquelle le modèle correspond presque parfaitement (les valeurs prédites et observées sont presque identiques), il semble y avoir une divergence appréciable de ces mêmes valeurs pour la décennie 1990.

Toutefois, le modèle 2 permet somme toute bien mieux que le modèle 1 de prédire avec précision ce qui s'est passé dans les années 1990. Si on prend la moyenne des années 1991, 1992 et 1994 (trois années d'observation de la décennie 1990), on constate que le modèle 1 surestime respectivement de 3,0 et 3,2 points de pourcentage les taux d'emploi et d'activité. Quant au

[15] Les données d'observation indiquent que le taux d'activité a légèrement augmenté de 1989 à 1991 et un peu diminué de 1991 à 1993, mais ces variations ne sont pas statistiquement significatives. Il est donc juste de décrire la période débutant en 1989 comme une période de stagnation du taux d'activité. On peut mieux voir le plafonnement de ce taux à la figure 1a, qui est fondée sur des échantillons plus importants et donc d'une plus grande précision de l'Enquête sur la population active.

modèle 2, il sous-estime le taux d'emploi de 0,4 point de pourcentage et surestime le taux d'activité de 0,5 point de pourcentage[16].

Nos résultats semblent indiquer qu'en plus d'une conjoncture macro-économique défavorable, le plafonnement des effets de cohorte a contribué à la tendance observée dans les années 1990. Nous examinerons cette hypothèse en détail à la prochaine section. Signalons aussi que la stabilité des effets de cohorte dans le cas des cohortes entrées après 1970 vient appuyer l'hypothèse d'absence de tendance temporelle dans les taux d'activité (section 3.1). S'il y avait tendance temporelle positive dans ces taux, dans le cas des cohortes entrées après 1970, les effets de cohorte seraient négative (les cohortes les plus récentes étant moins actives que celles entrées en 1970), ce qui est en soi un résultat étonnant[17].

[16] Un autre ensemble de «tests prédictifs» permet de vérifier si ces erreurs moyennes de prédiction sont significativement différentes de zéro. Ces tests, conduisent aux mêmes déductions que les tests de Chow au tableau 2, à savoir que seul le modèle 2 prédit avec précision les données postérieures à 1990 sur le taux d'emploi.

[17] Pour comprendre ce point, considérons le simple modèle linéaire de taux d'activité $p=\alpha+\beta j+\gamma a$, où la tendance temporelle a été arbitrairement ramenée à zéro. Comme $t=j+a-25$, s'il existe une véritable tendance temporelle δ, on pourrait élaborer une spécification équivalente sous la forme $p=\alpha+\beta j+\gamma a+\delta t-\delta t = \alpha+\beta j+\gamma a+\delta t-\delta(j+a-25)=(\alpha+25\delta)+(\beta-\delta)j+(\gamma-\delta)a+\delta t$. En d'autres termes, l'effet de cohorte devient $(\beta-\delta)$ au lieu de β. Si β est égal à zéro (effets de cohorte stables comme pour les cohortes postérieures à 1970), cela veut dire que, compte tenu des effets d'âge et de temps, les taux d'activité sont moindres pour les cohortes plus récentes (haute valeur de j) que pour les cohortes plus anciennes (basse valeur de j), résultat peu attrayant *a priori*.

4. Décomposition

Nous procéderons maintenant à une analyse plus structurée du rôle des différents facteurs dans la récente évolution des taux agrégé d'activité et d'emploi des femmes de 25 à 64 ans. Nous décomposerons cette évolution en quatre éléments et dégagerons ainsi l'effet macro-économique lié au taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans (cycle économique), l'effet macro-économique résiduel, l'effet d'âge et les effets de cohorte. Si nous nous reportons à l'équation (2), il est relativement facile d'identifier les deux premiers facteurs qui correspondent respectivement au terme δur_t et aux résidus de cette équation[18].

Il s'agit plus précisément de calculer d'abord le taux d'activité (ou d'emploi) pour chaque année en prenant la moyenne pondérée des valeurs p_{jt} pour chaque t. Nous remplaçons ensuite le taux observé (p_{jt}) par le taux prédit par le modèle estimé[19]. La moyenne des valeurs $\hat{p}_{jt}$ pour chaque t représente donc le taux agrégé prédit par le modèle. La différence entre taux agrégé observé et taux prédit est l'effet macro-économique résiduel.

Nous recalculons alors la prédiction en substituant le taux de chômage observé à la moyenne des taux de chômage pour tout l'échantillon (8,2 %). La différence entre les deux prédictions est l'effet macro-économique lié au taux de chômage des hommes que nous appelons aussi l'*effet cyclique*.

La figure 7a présente les effets cyclique et résiduel ainsi obtenus pour le taux d'activité. On notera que les chiffres de décomposition du taux d'emploi sont qualitativement semblables à ceux du taux d'activité. Ils ne sont donc pas indiqués ici[20]. Il sera néanmoins question des principaux résultats relatifs au taux d'activité et au taux d'emploi dans notre exposé.

Pour la décennie 1990, l'effet cyclique est de l'ordre de -1 % pour le taux d'activité et de -2 % pour le taux d'emploi. En d'autres termes, le taux d'activité féminin aurait été de 1 % supérieur

[18] L'effet macro-économique résiduel est la moyenne des résidus pour chaque année.

[19] Le taux prédit (p) est tiré du *log-odds* prédit (l) par l'équation suivante : p=exp(l)/(1+exp(l)).

[20] Ces résultats sont tous présentés dans une version plus complète de notre exposé (Beaudry et Lemieux, 1998).

dans la première partie de la décennie 1990 si le taux de chômage masculin avait été stable à 8,2 %.

Il est quelque peu plus difficile de comprendre les effets d'âge et de cohorte à cause des termes d'interaction de l'équation (2). Signalons d'abord que l'effet d'âge ne joue un rôle que dans la mesure où la structure d'âge de la population change dans le temps. Ainsi, l'arrivée des baby-boomers sur le marché du travail au début des années 1970 a considérablement rajeuni de l'ensemble de la population de 25 à 64 ans. Comme ces jeunes femmes avaient des taux d'activité inférieurs à la moyenne, on aurait dû s'attendre à ce que cette évolution de la structure d'âge influe négativement sur le taux d'activité agrégé et vice-versa.

On peut donc supposer qu'il suffit, pour dégager l'effet d'âge, de recalculer le taux prédit en utilisant une structure d'âge uniforme (5 % des 25 à 64 ans dans chaque groupe d'âge de deux ans) au lieu de la structure observée. Le problème de cette procédure est qu'elle dépend des cohortes présentes chaque année dans la population active, puisque le profil d'âge dépend lui-même des cohortes à cause des termes d'interaction. La procédure sert donc à isoler l'effet d'âge, plus l'effet croisé âge-cohorte.

Le même problème se pose lorsque nous voulons isoler le rôle des cohortes. Ainsi, nous pouvons essayer de recalculer les taux prédits en substituant à l'effet de cohorte exprimé par $\beta_1 j + \beta_2 j^2 + \theta_1 a_{ji} j + \theta_2 a_{ji} j^2$ l'effet de cohorte obtenu lorsqu'on choisit un niveau arbitraire comme j=70 ($\beta_1 70 + \beta_2 70^2 + \theta_1 a_{ji} 70 + \theta_2 a_{ji} 70^2$). On obtient de cette façon l'effet de cohorte plus l'effet croisé âge-cohorte, comme dans le cas de l'âge. Avec toute cette information en main, il est toutefois possible de décomposer l'effet global d'âge et de cohorte en trois composantes: l'effet d'âge «pur» indiquant comment les taux d'activité évolueraient dans le temps si toutes les cohortes présentaient un même profil d'activité; l'effet de cohorte «pur» indiquant comment évoluerait le taux d'activité d'une population à structure d'âge uniforme à mesure que les cohortes anciennes cèdent leur place à de jeunes cohortes; enfin, un effet mixte d'âge et de cohorte indiquant les interactions résiduelles entre les effets d'âge et de cohorte.

Ces différents effets sont illustrés aux figures 7b, 7c et 7d. Prenons l'exemple de la figure 7b, dans ce cas la cohorte entrée en 1970 sert de cohorte de référence aux fins de la décomposition. L'effet

de cohorte indique donc la différence entre les taux observés et ceux qui auraient été en vigueur si toutes les cohortes avaient eu le profil d'âge de la cohorte 17, tous les autres facteurs étant constants. Cet effet de cohorte est donc l'effet «pur» que nous avons évoqué précédemment. Le graphique présente aussi l'effet d'âge «pur» (pour une cohorte donnée et d'autres facteurs), ainsi que l'effet mixte âge et âge-cohorte (effet d'âge pour les cohortes observées chaque année).

Il est peut-être assez difficile de saisir tous les détails de ces décompositions, mais les résultats sont éloquents, puisque c'est réellement l'effet de cohorte qui domine dans l'évolution des taux d'activité et d'emploi tout au long de la période 1976-1994. Les résultats sont très similaires, quelle que soit la cohorte qui serve de référence aux décompositions (1970, 1980 ou 1990). Nous constatons d'une part que les effets de cohorte sont à l'origine d'une augmentation approximative de 20 points de pourcentage des taux d'activité et d'emploi de 1976 à 1994. D'autre part, les graphiques indiquent clairement que ce phénomène paraît tirer à sa fin. En comparaison, les effets d'âge jouent un rôle relativement modeste dans les variations récentes.

En résumé, nos résultats font voir que la stagnation des taux d'activité et d'emploi des femmes est avant tout un phénomène structurel lié à la stabilisation des effets de cohorte responsables de leur hausse remarquable dans les années 1970 et 1980. Une conjoncture macro-économique défavorable a amplifié le phénomène, mais sans en être à l'origine. La performance relative des taux d'activité et d'emploi pendant les récessions de 1981-1983 et de 1989-1994 illustre bien ce qui s'est passé : alors qu'en 1981-1983, les pressions à la baisse exercées sur ces taux par la situation macro-économique ont été compensées par les effets de cohorte, et les taux ont monté d'un point de pourcentage par an, en 1989-1994, les effets de cohorte s'étant stabilisés, des effets macro-économiques comparables à ceux de 1981-1983 ont abaissé les taux d'activité et d'emploi.

Pour clarifier le rôle des effets de cohorte, nous en indiquons l'importance à 24, 34, 44, 54 et 64 ans, à la figure 8. On peut prendre, par exemple, la figure 8c, qui montre l'effet de cohorte à 44 ans selon l'année entrée. La ligne verticale correspond à la cohorte âgée de 44 ans en 1994. La courbe à gauche de cette ligne représente l'évolution des effets de cohorte de 1976 à 1994 et la courbe à droite, l'évolution prévue pour l'avenir (on trouvera plus de détails à ce sujet à la section 6).

Les résultats indiquent une tendance générale à un ralentissement attribuable aux effets de cohorte pour la plupart des âges visés. Cette constatation vaut particulièrement pour les groupes plus récents (24 et 34 ans) et explique pourquoi le phénomène de plafonnement et de déclin est plus marqué pour les 25-44 ans que pour les 45-64 (Beaudry et Lemieux, 1998).

5. Analyse de robustesse

5.1 Niveau de scolarité

Nous avons réestimé les modèles séparément pour les femmes qui avaient fait des études postsecondaires et celles qui avaient au plus un diplôme d'études secondaires ou moins. Voici les principaux résultats[21] :

- La diminution des taux d'activité et d'emploi dans les années 1990 est plus marquée chez les femmes peu instruites que dans la population féminine en général. La progression de ces taux de 1976 à 1989 est également plus faible dans chaque groupe de niveau de scolarité que dans l'ensemble de la population. Une partie importante de la croissance des taux pour l'ensemble de la population semble donc attribuable à la hausse du niveau moyen de scolarité.

- De même, les effets de cohorte accusent une baisse pour les cohortes les plus récentes dans la plupart des cas. Ce résultat suggère que la qualité moyenne des cohortes s'affaiblit puisqu'un niveau de scolarité élevé est une caractéristique sélective moins élevée que par le passé.

- Les cohortes plus récentes ont des profils d'âge très élevés et très plats dans le cas des femmes qui ont fait des études postsecondaires. Ces profils ressemblent fort à ceux des hommes ayant le même niveau de scolarité.

5.2 Assurance-emploi

Nous avons réestimé les régressions du tableau 2 en ajoutant le «taux de subvention» de l'assurance-emploi comme variable macro-économique[22]. Les résultats ne sont pas très concluants, car l'effet sur le taux d'emploi est négatif lorsque l'on contrôle aussi le taux de

[21] Voir les résultats détaillés dans Beaudry et Lemieux (1998).

[22] Le «taux de subvention» est le produit du taux de remplacement et du maximum de semaines d'admissibilité pour un travailleur ayant fait le minimum de semaines requises pour être admissible, cette valeur étant divisée par le minimum de semaines en question (période d'admissibilité). Comme les semaines et la longueur de la période d'admissibilité dépendent du taux de chômage local, nous avons utilisé une moyenne nationale pondérée des taux de subvention dans les diverses régions économiques de l'assurance-emploi. Les résultats détaillés de régression sont présentés dans Beaudry et Lemieux (1998).

chômage des hommes de 25 à 44 ans[23]. La diminution du taux de subvention pendant les années 1980 aurait donc dû avoir pour effet d'élever le taux d'emploi au lieu de l'abaisser. L'effet sur le taux d'activité n'est pas significatif. Cela étant dit, on constate que l'inclusion du taux de subvention comme variable macro-économique a peu d'incidence sur les autres coefficients du modèle. Nos conclusions au sujet du rôle des effets de cohorte par opposition aux effets macro-économiques demeurent donc inchangées durant la décennie 1990.

5.3 Autres mesures du cycle

Dans une autre tentative d'examen de la robustesse de nos données, nous avons réestimé les modèles principaux à l'aide d'une autre variable cyclique, à savoir le salaire réel des femmes après impôt, plutôt que le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans[24]. Cette variable n'a pas donné d'aussi bons résultats comme mesure du cycle que le taux précité. Ainsi, l'effet estimé du salaire réel des femmes après impôt n'était typiquement pas statistiquement significatif lorsqu'on incluait aussi le taux de chômage des hommes dans les modèles estimés. Les autres paramètres de modélisation étaient fort semblables à ceux que présente le tableau 2.

[23] L'assurance-emploi peut avoir sur le taux d'activité des effets qui varient selon les groupes de femmes. Ainsi, il est possible que les femmes mariées ne réagissent pas comme les femmes célibataires aux variations du taux de subvention de l'assurance-emploi. On peut penser que l'effet estimé au tableau 3 est un effet moyen du taux de subvention pour les diverses sous-populations. Comme les données sur les effets globaux n'étaient pas très encourageantes, nous n'avons pas étudié comment les résultats différaient selon les sous-populations.

[24] La variable du salaire utilisée est le logarithme des gains annuels après impôt des femmes qui travaillent à plein temps toute l'année.

6. Prévisions

Nous tentons maintenant de prédire l'évolution future des taux d'activité et d'emploi à l'aide de deux scénarios macro-économiques où on pose respectivement des taux de chômage de 8,2 % (moyenne de la période 1976-1989) et de 6,6 % (niveau de 1989) pour des hommes de 25 à 44 ans. À cette fin, nous devons poser certaines hypothèses au sujet des cohortes qui entrent sur le marché du travail après 1994. Nous supposons d'abord que le profil d'âge de ces cohortes est semblable à celui de la dernière cohorte observée (celle entrée en 1992). Voilà une hypothèse qui s'impose naturellement, car nos résultats empiriques indiquent que les effets de cohorte ont été relativement stables dans le cas des cohortes qui sont entrées sur le marché du travail dans les années 1980 et au début des années 1990 (voir l'exemple de la figure 4a)[25]. Comme la répartition selon l'âge est relativement uniforme pour les cohortes qui entrent tout au long des années 1990, nous supposons en outre que ces nouvelles cohortes sont de la taille de la cohorte qui est entrée sur le marché du travail en 1992[26].

Les figures 9 (taux d'activité) et 10 (taux d'emploi) présentent les résultats des simulations. Les conclusions sont identiques dans les deux cas : les augmentations importantes des taux d'activité et d'emploi sont maintenant chose du passé, et on peut s'attendre à ce que, dans l'avenir, ceux-ci soient d'une relative stabilité. Il y a néanmoins place pour une hausse de deux à trois point de pourcentage si la situation macro-économique continue de s'améliorer. Il est cependant illusoire de penser que les taux pourraient augmenter de cinq à dix points de pourcentage pendant la prochaine période d'expansion comme ils l'ont fait de 1983 à 1989. Les effets de cohorte de cette époque n'existent tout simplement plus aujourd'hui.

[25] Comme une cohorte entrante ne représente qu'une faible partie de la population, nos résultats ne changeraient pas outre mesure si les effets de cohorte devaient encore augmenter dans les cohortes plus récentes.

[26] Les totalisations de l'EFC indiquent que la cohorte de 1992 (femmes qui ont eu 25 ou 26 ans en 1992) constitue 0,85 % de la population adulte féminine (15 ans et plus). Les quatre cohortes plus récentes de nos simulations (tranches d'âge 17-18, 19-20, 21-22 et 23-24 en 1992) représentent en moyenne 0,83 % de cette même population, chiffre presque identique à la proportion de la cohorte de 1992.

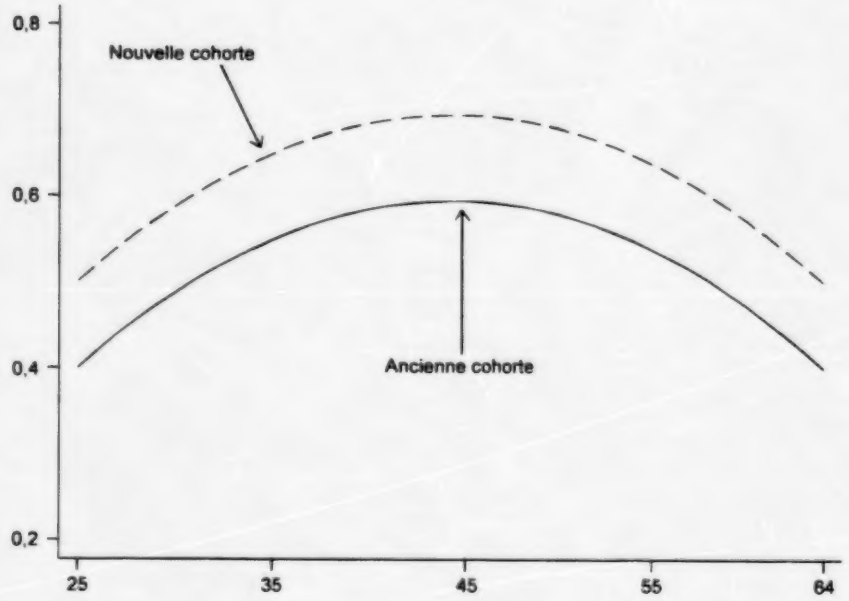
7. Conclusion

La principale constatation de notre étude est que le plafonnement des taux d'activité et d'emploi des femmes est avant tout un phénomène structurel lié à la stabilisation des effets de cohorte à l'origine de l'augmentation remarquable de ces taux dans les années 1970 et 1980. Une situation macro-économique défavorable a amplifié ce phénomène, sans pour autant en être à l'origine. La performance relative des taux d'activité et d'emploi pendant les récessions de 1981-1983 et de 1989-1004 illustre clairement ce qui s'est passé: pendant la période 1981-983, la baisse des taux due à l'effet macro-économique a été compensée par les effets de cohorte qui faisaient alors augmenter ces taux de un point de pourcentage par année; la stabilisation des effets de cohortes en 1989-1994, a fait en sorte que des effets macro-économiques comparables à ceux de 1981-1983 ont, cette fois, fait baisser les taux d'activité et d'emploi.

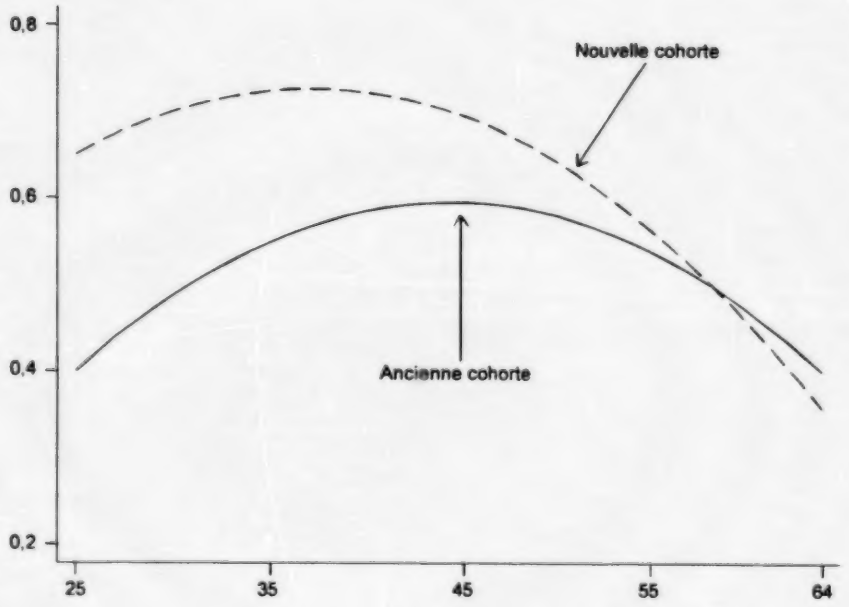
Ce résultat est hautement fonction de la souplesse avec laquelle on capte les effets de cohorte. Il est, en effet, essentiel de laisser varier de cohorte en cohorte le profil d'âge en général et sa pente en particulier. Cela nous permet de bien retracer à la fois la hausse et l'aplatissement des profils d'emploi et d'activité selon l'âge. Ces phénomènes vont dans le sens d'une convergence du comportement des hommes et des femmes sur le marché du travail. Les profils d'emploi et d'activité des hommes sont en effet très plats (du moins jusqu'à l'âge de 55 ans) et ont un niveau élevé au long de leur cycle de vie. Les profils des cohortes récentes de femmes se ressemblent donc plus à ceux des hommes qu'à ceux des cohortes plus anciennes.

Signalons enfin que l'évolution récente des taux d'activité aux États-Unis paraît confirmer nos conclusions. Ainsi, la figure 11 indique que, malgré une conjoncture macro-économique plus favorable chez notre voisin du sud, le taux d'activité des américaines a progressé bien plus lentement dans les années 1990 que dans les années 1970 et 1980. Par contre, le taux d'activité des américains durant les années 1990 suivait de près les tendances observées avant 1990. Si, dans le cas des femmes, les tendances récentes tranchent vivement sur les tendances antérieures tant au Canada qu'aux États-Unis, c'est peut-être que la piètre performance économique du Canada dans les années 1990 n'est pas le grand facteur de stagnation du taux d'activité des femmes pendant cette période. Cela confirme notre conclusion sur l'importance des effets de cohorte – par opposition aux effets cycliques – comme principale explication du phénomène.

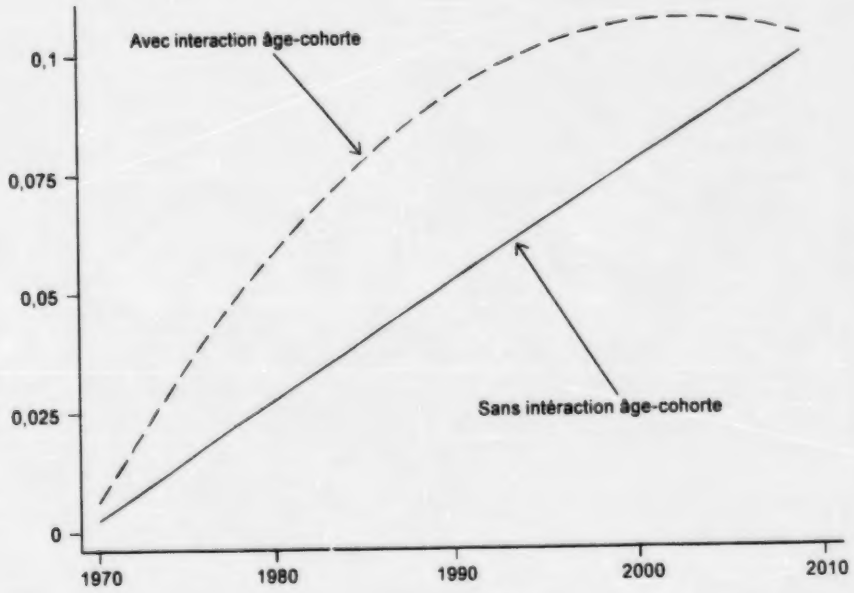
Graphiques



Graphique 1a :
Profils d'âge sans interaction âge-cohorte



Graphique 1b :
Profils d'âge avec interaction âge-cohorte



Graphique 2 :
Effet de l'arrivée de nouvelles cohortes sur le taux agrégé

Figures

Veuillez noter que la ligne pointillée dans les figures représente les valeurs du taux de participation (de 1990 à 1996) prévues par un modèle de tendance linéaire adapté à la période 1976 à 1989.

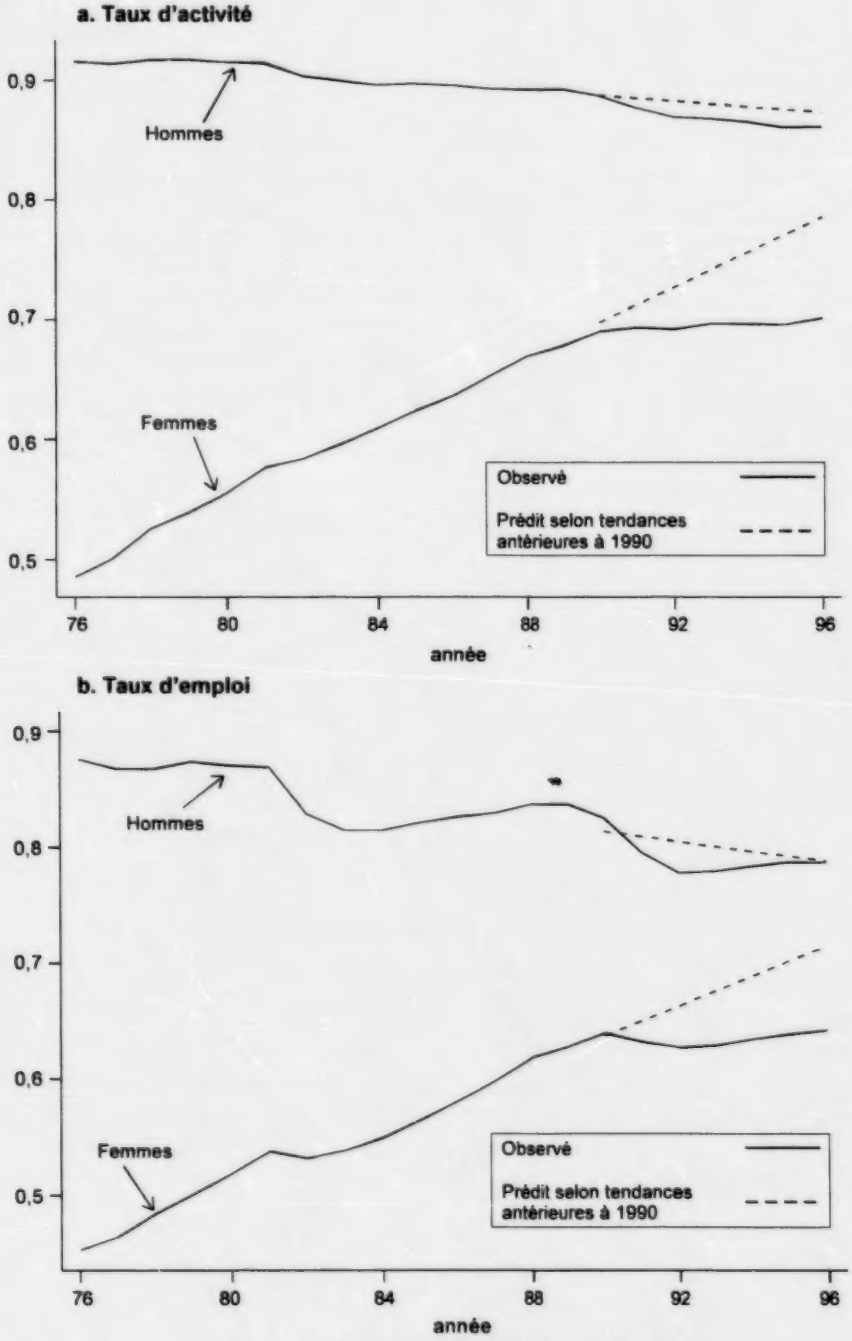


Figure 1 : Taux d'activité et taux d'emploi
Hommes et femmes de 25 à 64 ans

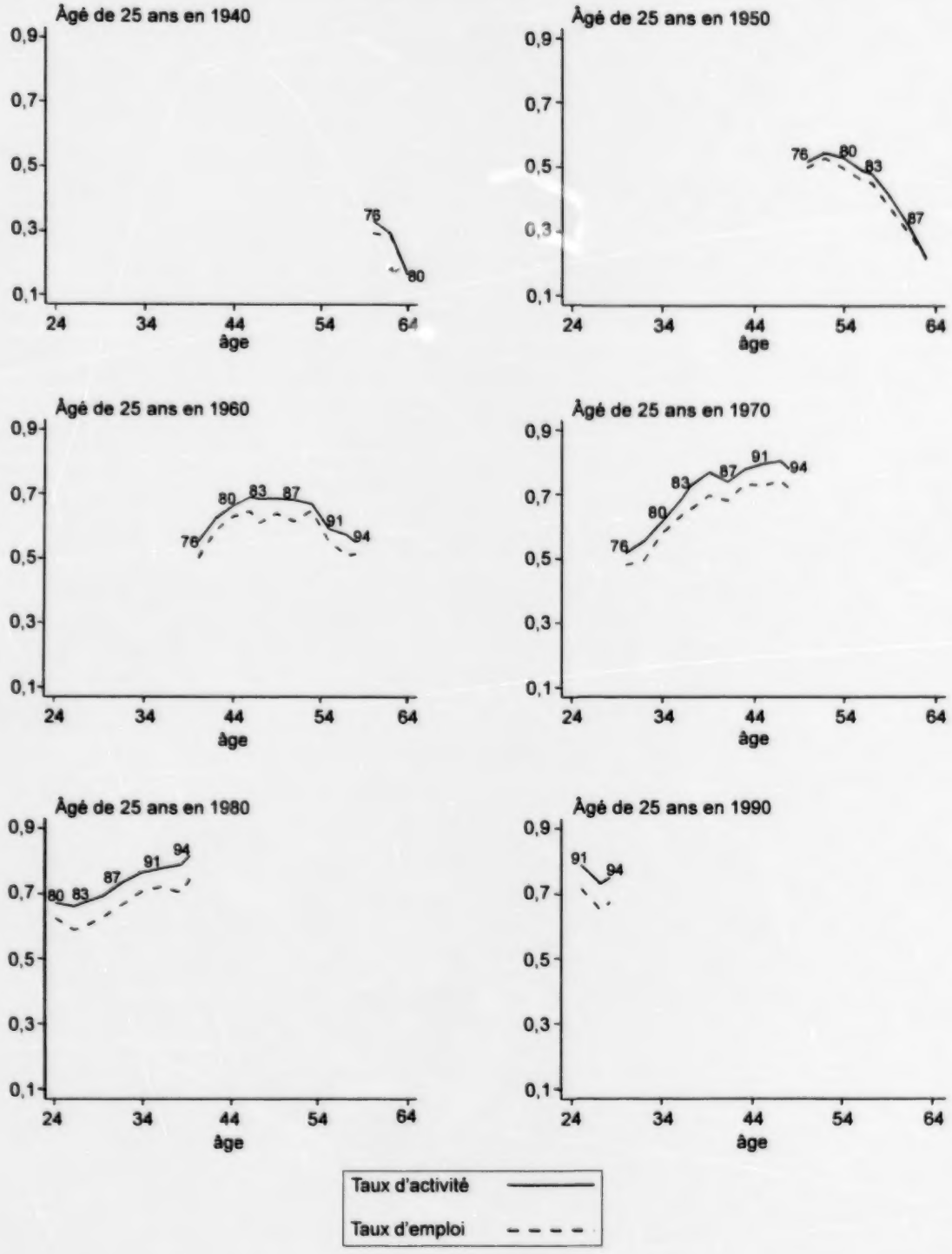


Figure 2 : Taux d'activité et taux d'emploi par cohorte

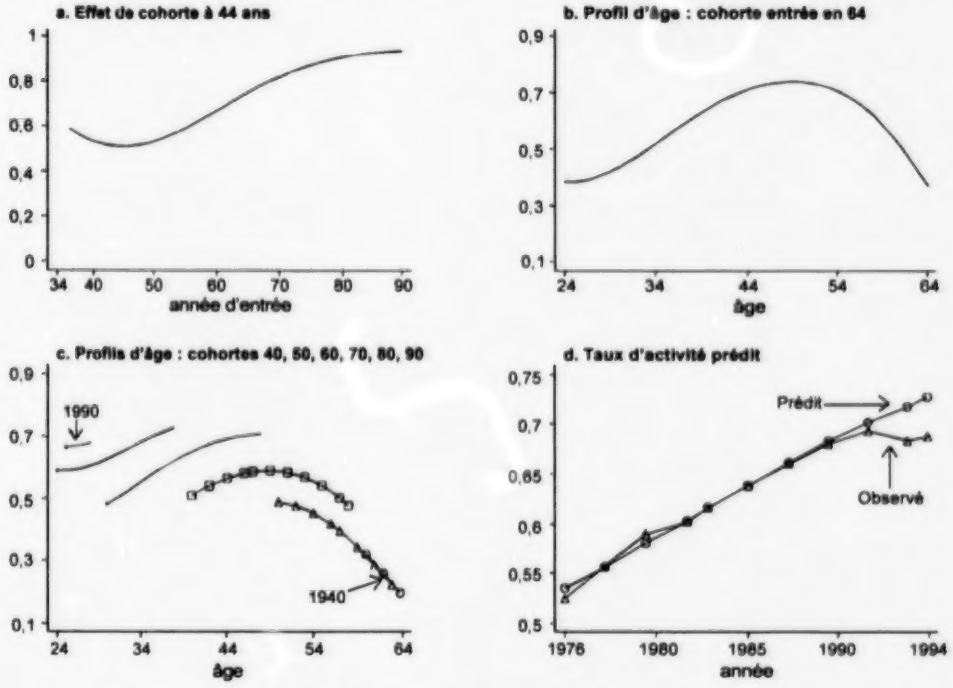


Figure 3 : Taux d'activité
Modèle sans interaction âge-cohorte

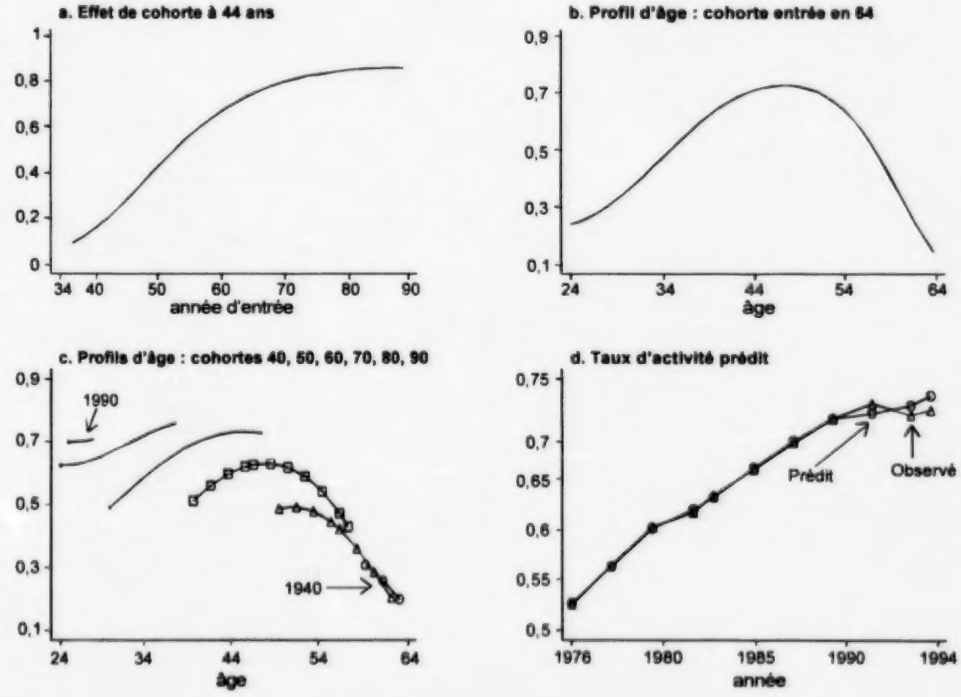


Figure 4 : Taux d'activité
Modèle avec interaction âge-cohorte

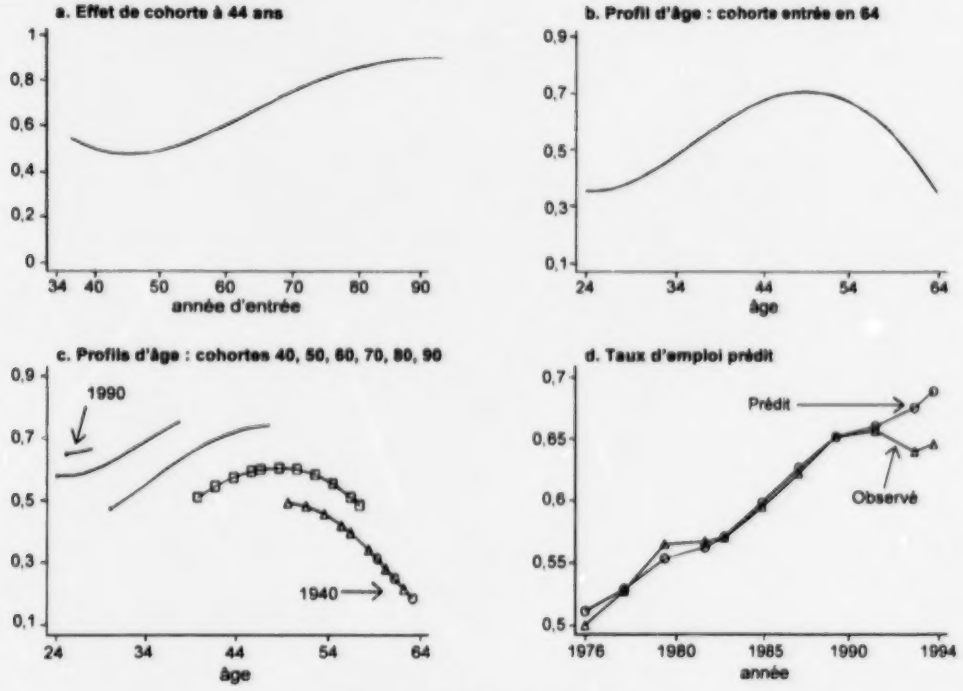


Figure 5 : Taux d'emploi
Modèle sans interaction âge-cohorte

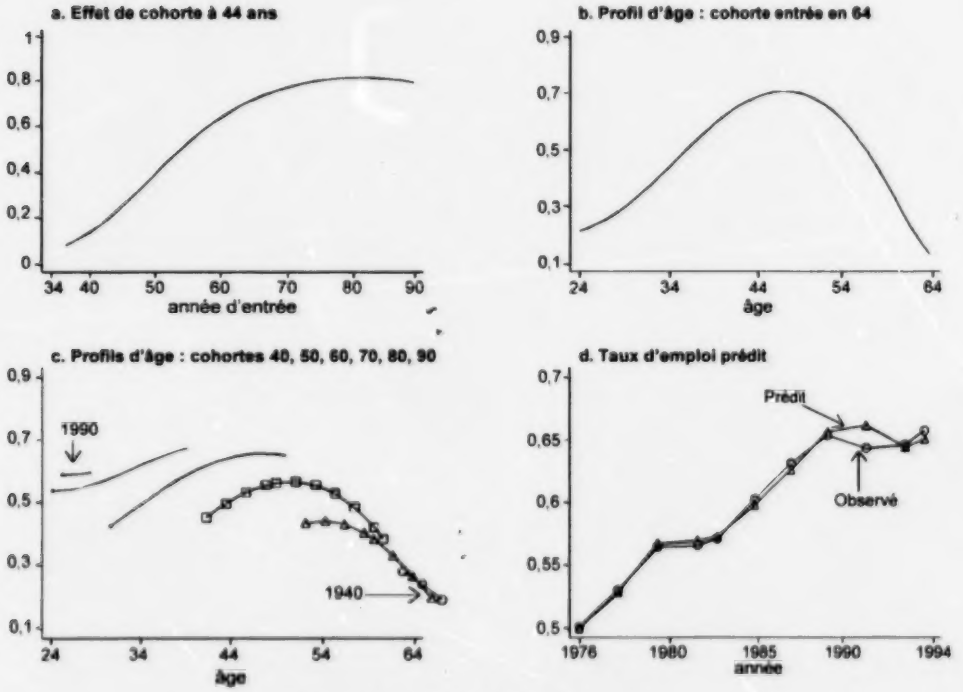


Figure 6 : Taux d'emploi
Modèle avec interaction âge-cohorte

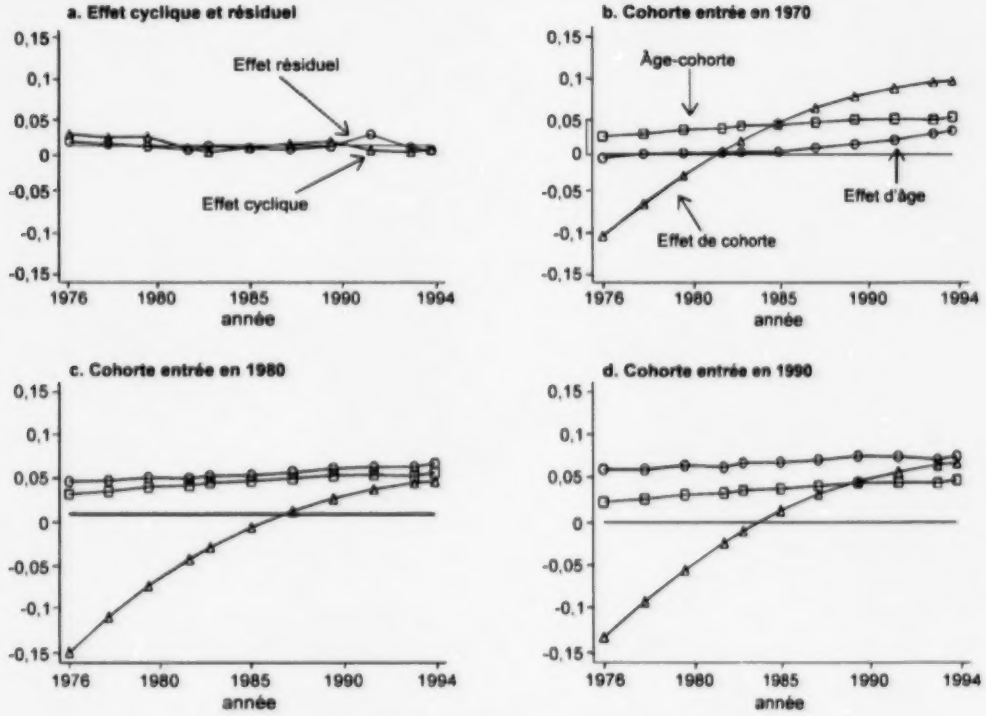


Figure 7 : Décomposition du taux d'activité

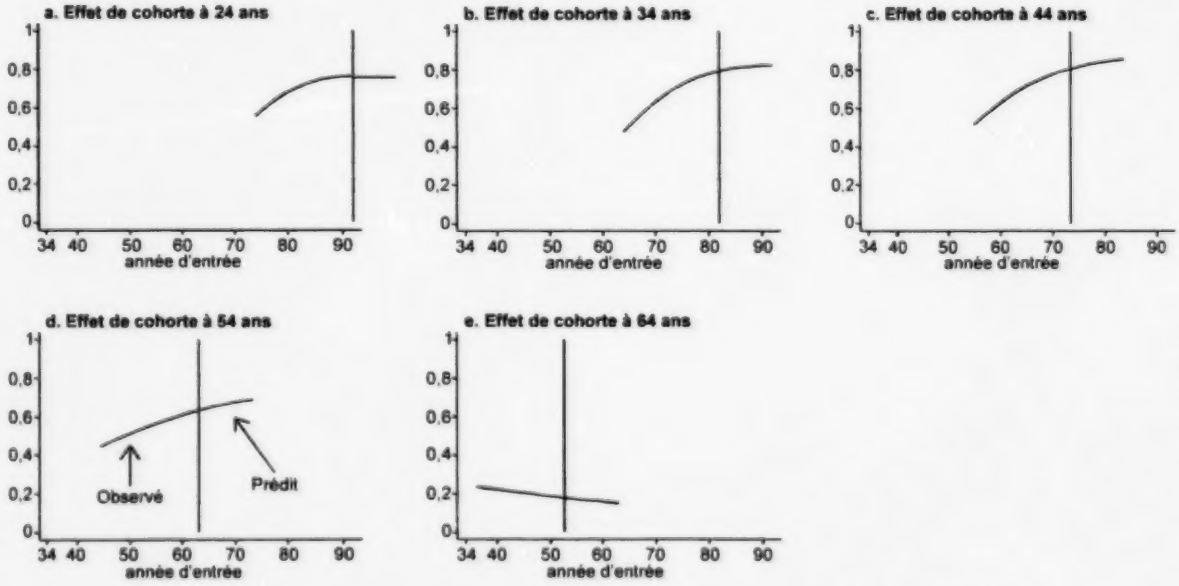


Figure 8 : Effets de cohorte observé et prédit
Taux d'activité

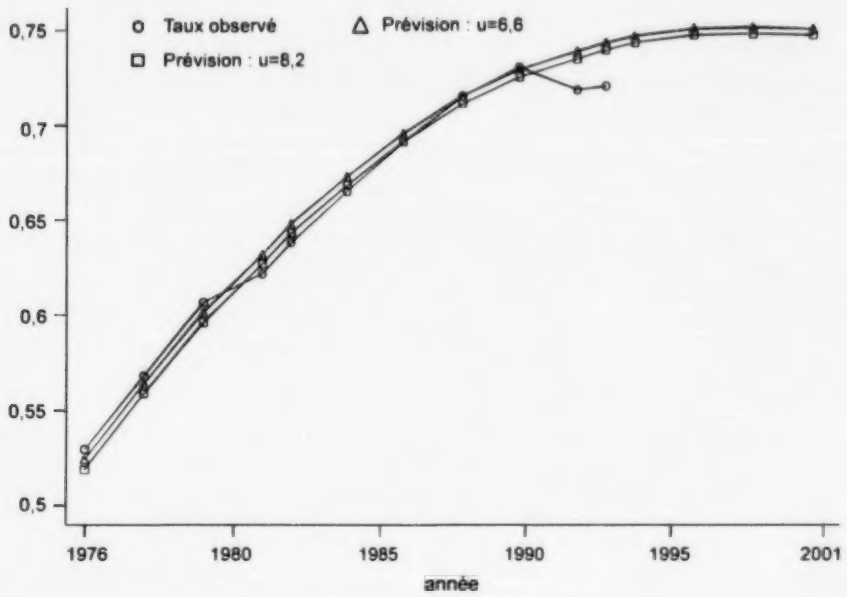


Figure 9 : Prévision du taux d'activité

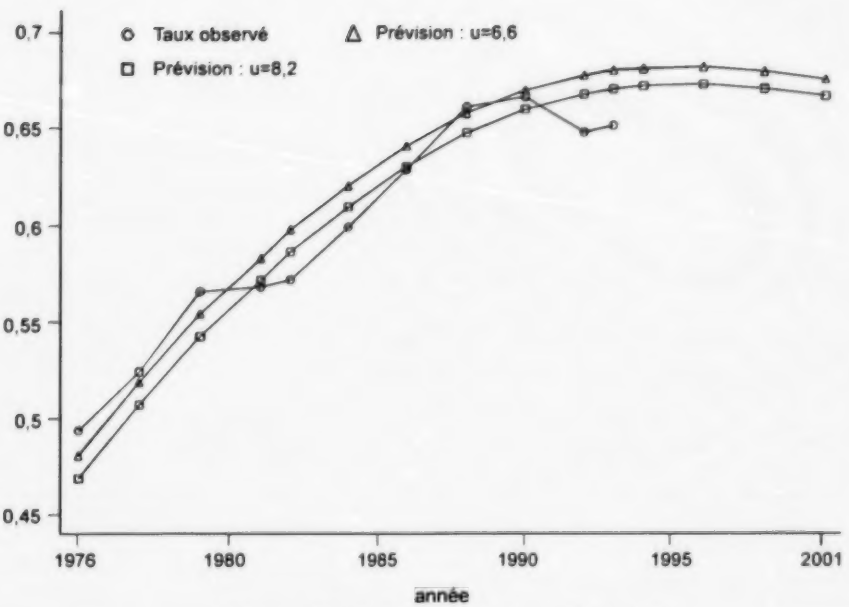


Figure 10 : Prévision du taux d'emploi

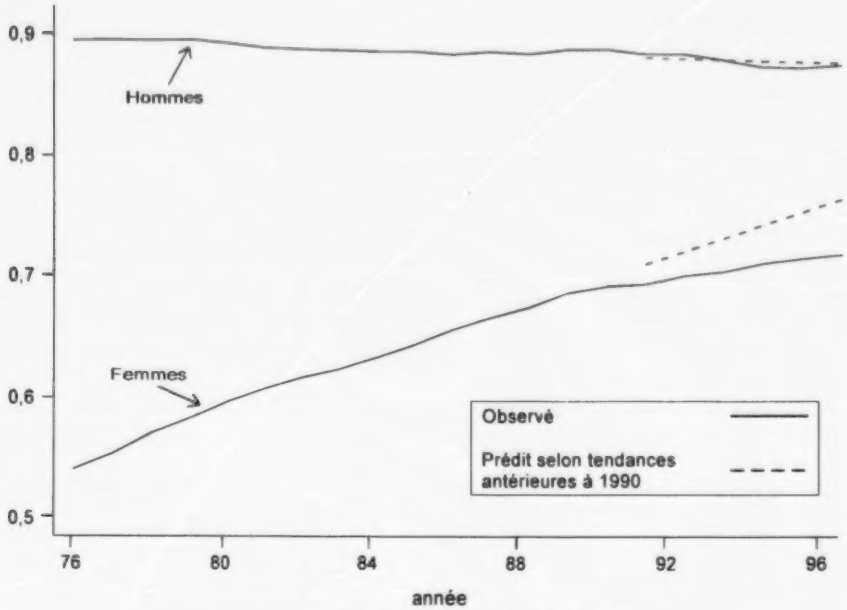


Figure 11 : Taux d'activité aux États-Unis
Homme et femmes de 25 à 64 ans

Bibliographie

Beaudry, Paul, et David Green, *«Cohort Patterns» in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends,* National Bureau of Economic Research, document de travail nº 6132, août 1997.

Beaudry, Paul, et Thomas Lemieux, *L'évolution du taux d'activité des femmes au Canada, 1976-1994 : Une analyse de cohortes,* Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations, document de travail 98s-06, mars 1998.

Card, David, et W. Craig Riddell, «A Comparative Analysis of Unemployment in Canada and the United States», dans D. Card et R. Freeman (dir.), *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States,* Chicago: University of Chicago Press (pour le National Bureau of Economic Research), 1993, p. 149-189.